

ARTÍCULO

La sobrevaloración del tipo de cambio real de la economía española

José García-Solanes^{a,*} y Fernando Torrejón-Flores^b

^aFacultad de Economía y Empresa, Universidad de Murcia, Murcia, España

^bFacultad de Ciencias de la Empresa, Universidad Católica San Antonio de Murcia, Murcia, España

Recibido el 2 de mayo de 2012; aceptado el 14 de noviembre de 2012

CÓDIGOS JEL

E32;
F02;
F04

PALABRAS CLAVE

Bienes
comercializables
y no comercializables;
Efecto Penn;
Desalineamiento del
tipo de cambio real;
Crisis financiera

JEL CLASSIFICATION

E32;
F02;
F04

KEYWORDS

Tradables and
non-tradables;
Penn effect;
Real exchange-rate
misalignment;
Financial crisis

Resumen En la primera parte de este trabajo se aplica el modelo de bienes comercializables y no comercializables para caracterizar los desequilibrios principales de la economía española y deducir la ecuación que fundamenta el «Efecto Penn». En la segunda parte se estima esa ecuación con datos anuales de sección transversal para dos amplias muestras de países y para cada uno de los años del periodo 2000-2009. Se obtiene que en 2002 el tipo de cambio real de la economía española inició un proceso de sobrevaloración frente al resto del mundo que alcanzó su máximo en 2008 (entre 27% y 29%). En 2009, se redujo a un nivel entre 17% y 19% por el impacto deflacionario de la crisis económica. El trabajo analiza los desequilibrios que acompañaron a este desajuste, y deduce algunas prescripciones de política económica para contrarrestarlos y/o resolverlos.

© 2012 Asociación Cuadernos de Economía. Publicado por Elsevier España, S.L. Todos los derechos reservados.

The over-evaluation of the real exchange rate of the Spanish economy

Abstract In the first part of this work we apply the tradables and non-tradables model to characterise the main economic imbalances of the Spanish economy and to derive the equation that rationalizes and supports the Penn effect. In the second part, we estimate the Penn effect equation using annual cross-sectional data of two large samples of countries for each year of the period 2000-2009. We observe that the real exchange rate of the Spanish economy with respect the rest of the world started an overvaluation process in 2002 that reached its maximum level in 2008 (between 27% and 29%). The overvaluation rate dropped to 17%-19% in 2009, as a result of the deflationary impact of the financial crisis. We analyse the economic imbalances that accompany this misalignment, and deduce some policy prescriptions to solve them.

© 2012 Asociación Cuadernos de Economía. Published by Elsevier España, S.L. All rights reserved.

*Autor para correspondencia.

Correo electrónico: solanes@um.es (J. García-Solanes).

1. Introducción

Los países de la Eurozona cosecharon importantes beneficios de estabilidad macroeconómica entre 1999, año de lanzamiento de la UEM, y finales de 2007, cuando estalló la crisis financiera internacional. Pero, al mismo tiempo, las economías periféricas de la zona, entre ellas España, acumularon desequilibrios a lo largo de ese periodo hasta niveles que son impensables cuando los países disponen de moneda propia y, por consiguiente, de una política monetaria autónoma.

La explicación de este fenómeno es que en una unión monetaria es más fácil que las perturbaciones asimétricas y/o las medidas y comportamientos —públicos y/o privados— erróneos y duraderos causen desequilibrios sin que se iluminen las señales de alarma que operan en otros contextos. Por ejemplo, en un periodo de «normalidad» como el anterior a la crisis, los gobiernos de las economías periféricas pudieron incurrir en continuos déficit de cuenta corriente y alimentar burbujas inmobiliarias durante muchos años sin ser avisados y/o castigados por primas de riesgo crecientes ni por ataques especulativos contra sus divisas o contra sus títulos de deuda.

Dentro de los desequilibrios macroeconómicos que acumuló la economía española dentro de la UEM, la pérdida de competitividad relativa, en precios y salarios, con respecto a la zona euro y al resto del mundo ocupa un lugar destacado¹. El objetivo principal de este artículo es estudiar los factores que, desde inicios del año 2000, han ido alimentando la sobrevaloración del tipo de cambio real (TCR) de la economía española, y evaluar la magnitud de la misma. De manera recurrente, la economía española ha sufrido episodios de sobrevaloración de su tipo de cambio real. Desde el Plan de Estabilización de 1959 hasta la adopción del euro en 1999, distintos gobiernos españoles se vieron obligados a realizar hasta siete devaluaciones —una cada nueve o diez años, en promedio— para recuperar la competitividad perdida². Como la sobrevaloración actual dentro de la UEM no puede resolverse por esa vía, a la economía española no le queda otra opción que una devaluación interna, tal y como nos lo ha recordado varias veces el Premio Nobel Paul Krugman³. La devaluación interna consiste en un recorte drástico de salarios, rentas y precios, y la forma menos lenta, traumática y costosa de llevarla a cabo es mediante un pacto entre todos los agentes sociales. Cuando esto no es viable, la recesión y el desempleo se convierten en sus impulsores a lo largo de un proceso largo y costosísimo, tanto en términos económicos como sociales. En cualquier caso, para hacernos una idea de los sacrificios que nuestro país deberá soportar en el proceso, necesitamos estimar el

grado de sobrevaloración del tipo de cambio real de la economía española en el momento en que estalló la crisis, y examinar si desde entonces nos encontramos en una vía de solución del problema. De ello nos ocuparemos en las secciones siguientes enmarcando el problema en un modelo teórico con bienes comercializables y no comercializables, y estimando el efecto Penn.

El efecto Penn relaciona los precios relativos entre países, expresados en la misma moneda (o sea, los TCR bilaterales), con el cociente de los respectivos PIB por habitante valorados en paridad de poder adquisitivo. El fundamento procede de la hipótesis de Balassa y Samuelson, según la cual, a largo plazo, el determinante principal de los TCR son las productividades relativas entre países, que en el efecto Penn se aproximan mediante los PIB por habitante. El efecto Penn, conocido así porque los datos para su contrastación a escala mundial se elaboran y publican en las Penn Tables, se estima con datos de sección transversal de todos los países del mundo, o de una muestra muy representativa de los mismos. Nuestros resultados indican que el TCR de la economía española frente al resto del mundo, en 2002 entró en una senda de sobrevaloración creciente hasta alcanzar una magnitud entre 27% y 29% en 2008. En el año siguiente se redujo a un valor entre 17% y 19%, debido al impacto deflacionista de la crisis económica sobre la economía española. Como consecuencia, urge que las autoridades españolas adopten medidas eficaces para resolver ese importante desequilibrio.

Nuestro plan de trabajo se estructura de la manera siguiente: en la sección 2 describimos los hechos principales que alimentaron la sobrevaloración del TCR durante el periodo 2000-2008. En la sección 3 desarrollamos el modelo teórico que fundamenta el efecto Penn, y deducimos la ecuación que permite evaluar el grado de desalineamiento del tipo de cambio real. En la sección 4 estimamos esa ecuación con datos anuales de sección transversal para cada año del periodo 2000-2009 para dos muestras de países. Finalmente, en la sección 5 utilizamos nuestro modelo y nuestros resultados empíricos para caracterizar el impacto de la crisis financiera internacional en la economía española, y deducir algunas prescripciones de política económica.

2. Los hechos

El que a finales de los años noventa España tuviera unas cifras de paro que doblaban la media de la UE hizo que, en los años siguientes, las autoridades se despreocuparan de cambiar un modelo productivo basado en sectores intensivos en mano de obra y muy poco exigentes en productividad, como la construcción residencial. Dentro del nuevo horizonte que abrió la UEM, muchas de las empresas españolas vieron en la construcción un negocio muy rentable porque no requería esfuerzos tecnológicos ni gastos de inversión en I+D importantes, y permitía utilizar abundante mano de obra poco especializada y barata, proveniente de la inmigración. El Banco Central Europeo contribuyó a esta anomalía productiva con una política monetaria claramente expansiva, a la que la industria de la construcción es muy sensible. El resultado fue agrandar la fase cíclica de la economía española, pues los periodos en los que los tipos de interés estuvieron más bajos coincidieron con los años más expansivos de nues-

1. Para un análisis detallado de los diferentes desequilibrios de la economía española dentro de la UEM, véase el minucioso y espléndido trabajo de Estrada et al. (2009).

2. García Solanes (1983) analizó y evaluó el grado de sobrevaloración que indujo la devaluación de la peseta en 1982.

3. Así lo declaró en una rueda de prensa celebrada en Buenos Aires el 27 de octubre de 2009, y lo ha reiterado varias veces en su columna del periódico New York Times. Esa opinión también puede encontrarse en la entrevista a P. Krugman publicada en *Vanity Fair* el 21 de junio de 2012, de la que el periódico La Voz de Galicia adelantó un resumen un día antes.

tro país, tal y como pone de manifiesto García Solanes (2010).

La entrada de capitales provenientes del BCE y de los países del núcleo de la zona euro facilitó no solo la expansión de la demanda de viviendas sino también el aumento del consumo y de las inversiones en bienes de equipo, haciendo que tanto las empresas como las familias, consideradas en su conjunto, estuvieran viviendo por encima de sus posibilidades durante muchos años. Otro determinante importante de la gran expansión del gasto fueron las buenas expectativas de los agentes privados sobre la evolución futura de la economía española, desencadenadas a su vez por la entrada en la UEM y por las buenas perspectivas de convergencia real con los países más avanzados de esta zona.

El tirón de la demanda hizo que la economía española creciera a tasas superiores al promedio de la zona euro. Pero el aspecto más negativo de este modelo de crecimiento fueron los bajísimos crecimientos de la productividad del trabajo (PTL) y de la productividad total de los factores (PTF), muy por debajo de los estándares de la zona euro. Por eso, la presión del gasto generó unas tasas de inflación superiores a la tasa media de la zona euro. La tabla 1, elaborada a partir de Estrada et al. (2009), ilustra bien estos fenómenos mostrando los valores medios anuales de la inflación (calculada con el deflactor del PIB) y de crecimiento de PTF en los sectores comercializables y no comercializables tanto de la economía española como de la zona euro. A efectos de comparación se presentan los datos para dos

periodos de ocho años, uno anterior y otro posterior a la adopción del euro.

Como puede verse en la tabla 1, en lo que respecta a la evolución de las PTF, el registro de España siempre es peor que el de la zona euro en su conjunto. Durante la etapa del euro, la PTF del sector comercializable creció en España 1,1% puntos porcentuales menos —en promedio anual— que en la euro zona (en lo sucesivo, EZ); y la diferencia en el sector no comercializable fue de magnitud similar (1 punto porcentual en promedio anual), pero con la particularidad de tratarse de un retroceso (crecimiento negativo de 1% frente a crecimiento nulo en la EZ). Por lo que concierne a las tasas de inflación, observamos que España computó siempre cifras más altas que las de la EZ. Para el periodo de pertenencia al euro, la inflación española fue dos puntos porcentuales superior, en promedio anual, en el sector comercializable, y 2,1 puntos más alta en el sector no comercializable.

La evolución de la tasa de inflación española, persistente por encima de la zona euro, provocó una apreciación del tipo de cambio real de nuestro país. Las figuras 1 y 2 muestran la evolución de dos versiones del tipo de cambio real efectivo frente al resto del mundo (TCR) para España y para otros dos países, Alemania y Reino Unido, que sirven de comparación. La justificación por la que tomamos estos dos países como referencia no es difícil de entender: por un lado, Alemania es el país más representativo del núcleo fuerte de la EZ con el que compartimos la misma moneda y,

Tabla 1 Inflación y tasas de variación de la productividad total de los factores en los sectores comercializable y no comercializable. Medias anuales de dos periodos: 1990-1998 y 1999-2007

Economía	Sector comercializable (T)				Sector no comercializable (N)			
	Deflactor del PIB		PTF		Deflactor del PIB		PTF	
	90-98	99-07	90-98	99-07	90-98	99-07	90-98	99-07
Euro Z.	1,2	0,6	1,5	2,1	2,4	2,2	0,4	0,0
España	3,0	2,6	0,2	1,0	5,8	4,3	-2,4	-1,0

PIB: producto interior bruto; PTF: productividad total de los factores. Fuente: Estrada et al. (2009).

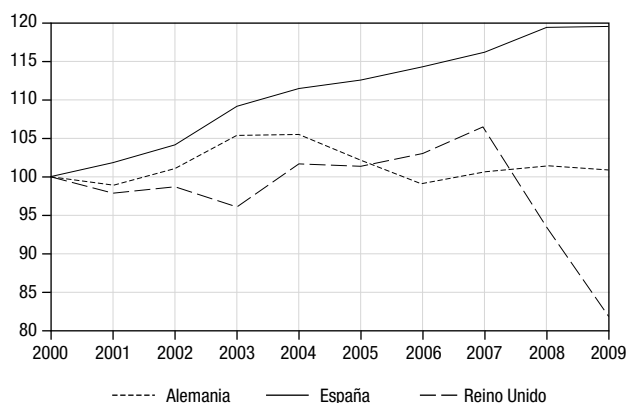


Figura 1 Evolución del tipo de cambio real efectivo, frente al resto del mundo, calculado con el IPC armonizado. Tres países, 2000-2009. Fuente: elaboración propia con datos de Eurostat.

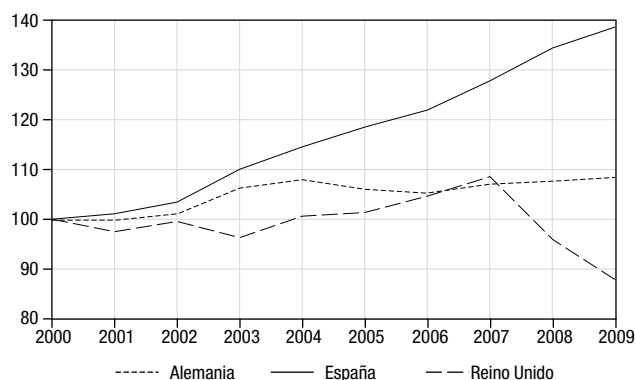


Figura 2 Evolución del tipo de cambio real efectivo, frente al resto del mundo, calculado con el índice CLU. Tres países, 2000-2009. Fuente: elaboración propia con datos de Eurostat.

por otro, el Reino Unido representa el contrapunto de una economía fuerte de la UE con tipo de cambio fluctuante con respecto al Euro. La figura 1 representa los TCR elaborados con índices de precios al consumo (TCR_c) y la figura 2 hace lo suyo con los TCR calculados con índices de costes laborales unitarios (TCR_L), tomando como base el año 2000.

Comparando la situación española con la alemana, constatamos que, entre los años 2000 y 2008, los dos TCR aumentaron (se apreciaron) mucho más en nuestro país que en Alemania. Las diferencias fueron especialmente grandes en TCR_L , pues mientras que en España este último aumentó 37,8% en el curso de los ocho años, en Alemania solamente lo hizo en 7,3%. El Reino Unido constituye un caso especial porque presenta disminuciones tanto para TCR_c (-9,1%) como para TCR_L (-6,6%). Los resultados para el Reino Unido reflejan bien la idea de que, ante situaciones adversas, un tipo de cambio nominal flexible, como el de la libra esterlina, permite a las autoridades ajustar el tipo de cambio real para mantener o incluso aumentar la competitividad.

Un segundo rasgo que merece destacarse de las figuras 1 y 2 es que, en contra de lo que sucedió tanto en Alemania como en el Reino Unido, en el caso de España el desarrollo negativo de la competitividad fue mucho peor en términos de costes salariales que en términos de precios. Lo cual demuestra que, en la economía española las empresas, especialmente del sector comercializable, tuvieron que estrechar sus márgenes de beneficio.

La figura 3 informa de la participación de los salarios en el VAB de cada rama de actividad de la economía española entre 2000 y 2009. En el curso de ese periodo, observamos que la participación de los salarios permanece prácticamente constante en la industria manufacturera (solamente disminuye de 61,15% a 60,68%), mientras que se reduce claramente en la construcción (desde 53,36% a 45,49%), y

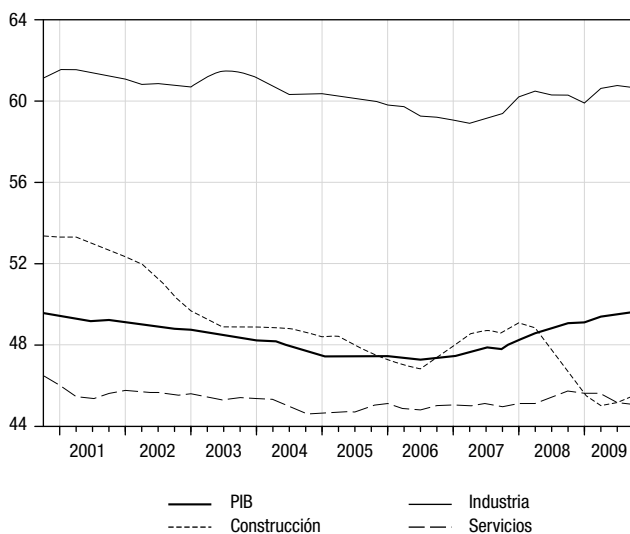


Figura 3 Participación de la remuneración de los asalariados en el PIB y en el VAB de las ramas de actividad de la economía española. Años 2000-2009. Fuente: elaboración propia con datos del INE. Los datos provienen de la Contabilidad Nacional Trimestral del INE y se construyeron con base en cálculos anualizados del valor agregado bruto y remuneración de los asalariados de cada rama de actividad de la economía española.

también cae, aunque en menor medida (de 46,42% a 45,05%), en los servicios de mercado.

Esta evolución indica que los incrementos salariales se transmitieron a los precios en mayor grado, y con más facilidad, en las ramas de actividad que elaboran bienes no comercializables (servicios y construcción) que en las de naturaleza comercializable (industria manufacturera en este caso).

Como consecuencia de que a lo largo del periodo analizado la tasa de inflación de los bienes no comercializables superara a la de los bienes comercializables, tal y como ilustra la tabla 1 para los años previos a la crisis, la relación de precios entre esos dos tipos de bienes creció ininterrumpidamente. Esa circunstancia hizo que se produjera una importante reasignación de recursos hacia el sector no comercializable, en particular la construcción. Este resultado viene confirmado en la figura 4, donde representamos la composición del PIB en España y Alemania, respectivamente, a lo largo del periodo 2000-2009. El contraste en la evolución sectorial de los dos países es notorio: mientras que en España el peso de la industria desciende de 21% en el año 2000 a 16,5% en 2008, y el de la construcción aumenta de 7,5% a 11,7%, en Alemania observamos unas trayectorias opuestas: la participación de la industria aumenta de 25% a 26%, mientras que la de la construcción disminuye desde 5,5% a 3,8%.

Como resumen de lo expuesto en los párrafos anteriores, conviene resaltar dos rasgos: a) los aumentos de la demanda y los descensos de productividad relativa que se produjeron en España entre 2000 y 2008 fueron acompañados de una elevación de los precios relativos a favor de los bienes no comercializables; b) la participación relativa de estos últimos en el PIB aumentó notablemente en perjuicio del sector de bienes comercializables. Como consecuencia, cabe esperar una evolución negativa en la balanza comercial y de cuenta corriente de la economía española a lo largo de esos años. Y puesto que Alemania presentó rasgos opuestos, sus cuentas exteriores deben mostrar una trayectoria opuesta a la española.

La figura 5, donde representamos la evolución de las cuentas corrientes, en proporción del PIB de España y de Alemania, respectivamente, confirma este diagnóstico. En el año 2007, en el que los desequilibrios alcanzaron el máximo, España registró un déficit por cuenta corriente de 10% del PIB,

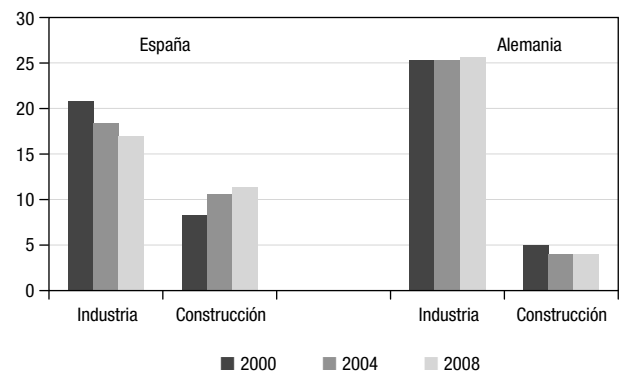


Figura 4 Proporción de la industria y de la construcción en el PIB, de España y de Alemania. Años 2000, 2004, 2008. Fuente: elaboración propia con datos de Eurostat.

mientras que Alemania consiguió un superávit corriente de 7,8% del PIB. Estas cifras no son ajenas a una transferencia de fondos desde Alemania a España durante los años anteriores a la crisis económica, realizada mediante créditos del sistema bancario alemán al sistema privado español, tal y como lo atestiguan las cifras del Banco Internacional de Pagos⁴.

Utilizando el modelo de bienes comercializables y no comercializables (en lo sucesivo, modelo TNT) la situación que presentaba la economía española a finales de 2007 puede reflejarse en la figura 6. Este tipo de modelos fue introducido por los economistas australianos Salter (1959) y Swan (1960), y utilizado posteriormente por Corden (1960) y Dornbusch (1974), entre otros⁵. Las condiciones productivas vienen representadas por la curva de transformación YY, cuyos puntos constituyen todas las combinaciones de bienes T y de bienes N que pueden alcanzarse con el pleno empleo de los factores productivos, capital y trabajo⁶. La curva es cóncava como consecuencia de los rendimientos marginales decrecientes que se manifiestan cuando se reasignan los factores entre los dos sectores económicos. Para simplificar la presentación, suponemos que la proporción del gasto de los residentes en los dos tipos de bienes se mantiene constante, o sea, que las combinaciones de gasto se mueven a lo largo de la recta de puntos OO que sale del origen de coordenadas.

La pendiente interna de la línea bb mide la relación de precios de los dos bienes, P_T/P_N , que es la inversa del valor que en este modelo representa el tipo de cambio real, P_N/P_T . Suponiendo que se cumple la paridad de poder adquisitivo en el sector de bienes comercializables, el tipo de cambio real es aproximadamente igual a P_N/EP_T^* , donde E es el tipo de cambio nominal, medido como el precio de la moneda extranjera en términos de la moneda nacional, y P_T^* es el precio de los bienes T expresado en moneda extranjera.

La fuerte demanda de bienes N que ha estado presente durante el periodo 1999-2007 hizo que al final del mismo los precios de los servicios, y sobre todo los de las viviendas, fueran muy altos, lo cual implica que el cociente P_T/P_N , directamente relacionado con el ángulo α , fuera pequeño y que la línea bb fuera considerablemente plana. En consecuencia, las decisiones de producción (el punto de tangencia entre la línea de precios y la curva de transformación) venían dadas por el punto A, que está situado en una posi-

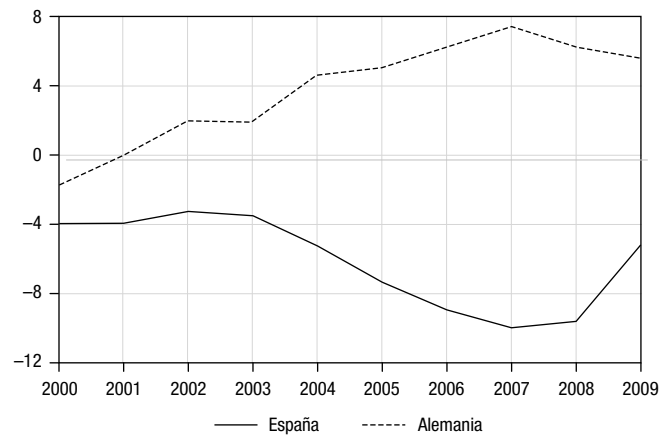


Figura 5 Cuenta corriente como proporción del PIB de España y de Alemania. Periodo 2000-2009. Fuente: elaboración propia con datos de Eurostat.

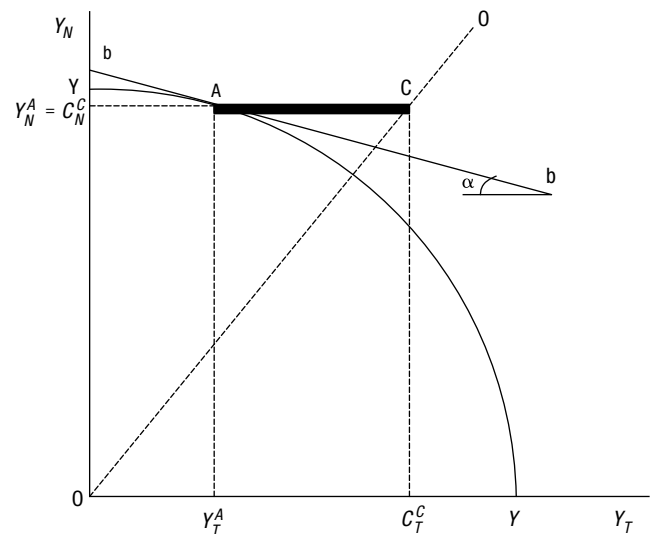


Figura 6 Los desequilibrios de la economía española en los años previos a la crisis financiera internacional, en el marco del modelo TNT.

ción relativamente alta de la curva de transformación, dando una idea del sesgo de la estructura productiva en favor de los bienes N. Por otro lado, por el hecho de que la demanda de todo tipo de bienes se mantuviera muy elevada deducimos que el punto de consumo tuvo una posición relativamente alta de la línea de gasto, como es el punto C, fuera de la frontera de posibilidades de producción; lo cual indica, a su vez, que el país en su conjunto estuvo viviendo por encima de sus posibilidades.

Es razonable suponer que el mercado de bienes N se encontraba en equilibrio: la facilidad con la que subían los precios de dichos bienes hizo que los aumentos de la demanda fueran correspondidos por incrementos iguales de la producción. Por ello, podemos expresar que la cantidad de bienes producidos en el sector no comercializable, correspondiente al punto A (Y_N^A), es igual a la cantidad demandada de dichos bienes, indicada por el punto C (C_N^C). No sucedía lo mismo en el mercado de bienes T; aquí el aumento del gas-

4. Según la referida fuente, a finales de 2009 los préstamos de la banca alemana a España ascendían a 237.636 millones de dólares, lo que representa casi un cuarto del PIB español. Lógicamente, la banca alemana no ha sido el único prestamista de España. En grado decreciente, le siguen las bancas de Francia (algo más de 219.000 millones de dólares), Holanda (casi 120.000 millones de dólares) y Reino Unido (algo más de 114.000 millones de dólares). Una síntesis y comentarios de estos datos se puede encontrar en el diario Expansión del 30 de abril de 2010.

5. García Solanes (1981) adaptó este modelo para analizar los costes que comporta la integración monetaria para un país pequeño.

6. Se entiende que el «pleno empleo» va unido a la tasa de desempleo natural. Dado que durante los años considerados, la tasa de desempleo de la economía española estuvo en niveles históricamente bajos y cercanos al desempleo natural, podemos suponer, sin apartarnos mucho de la realidad, que los valores de la producción estaban en algún punto de la curva de transformación.

to se tradujo en un exceso de demanda, máxime cuando la estructura productiva era muy poco proclive a abastecer bienes T . Como puede verse en la figura, en el sector T la cantidad producida, dada por el punto A (Y_T^A) es menor que la cantidad demandada, indicada por el punto C (C_T^C). La diferencia entre estas dos cantidades mide el déficit comercial, que en la figura está representado por el segmento AC. Dicho déficit refleja el grado en que los habitantes del país vivieron por encima de las posibilidades productivas del mismo. Los flujos de déficit comercial contribuyeron a aumentar las necesidades de financiación del país y a elevar el stock de su deuda externa privada.

Todos estos rasgos apuntan a que tanto la inflación diferencial de la economía española como el valor elevado que alcanzó su tipo de cambio real no fueron resultados de equilibrio, y que, en consecuencia, el tipo de cambio real estaba claramente sobrevalorado cuando estalló la crisis. Esto se refleja en la figura 6 en la pendiente muy plana (ángulo α muy pequeño) de la recta de precios. Pero para obtener un veredicto más exacto y fiable del desajuste del tipo de cambio real, necesitamos realizar un análisis econométrico, cuyo significado y resultados se presentan en la sección 4. Con anterioridad, en la sección 3, describimos el modelo que fundamenta el análisis empírico.

3. El modelo

Consideremos una economía pequeña y abierta que produce dos tipos de bienes, no comercializables (N) y comercializables (T). En cada sector se utilizan dos factores productivos, trabajo (L) y capital (K), de acuerdo con las siguientes funciones de producción Cobb-Douglas:

$$Y_N = A_N L_N^\beta K_N^{1-\beta} \quad (1)$$

$$Y_T = A_T L_T^\gamma K_T^{1-\gamma} \quad (2)$$

$$L = L_N + L_T, K = K_N + K_T \quad (3)$$

A_N y A_T representan las productividades totales de los factores en el sector N y en el sector T , respectivamente. Los exponentes β y γ miden la intensidad de utilización del factor trabajo en el sector N y en el sector T , respectivamente. Se supone que: $\beta > \gamma$.

Esta estructura productiva incorpora rendimientos constantes a escala, y rendimientos marginales decrecientes para cada uno de los factores. Consecuentemente, garantiza una función de transformación cóncava en el espacio (Y_N, Y_T).

Denominemos π_N y π_T a las tasas de inflación del sector N y del sector T , respectivamente, y supongamos que en un área económica externa prevalece la misma estructura productiva. Definamos el diferencial de inflación sectorial como:

$$d\pi_{SEC} = (\pi_N - \pi_N^*) - (\pi_T - \pi_T^*) \quad (4)$$

$$d\pi_{SEC} = d\pi_N - d\pi_N^*$$

Tal como se demuestra en varios trabajos de la literatura sobre la hipótesis de Balassa-Samuelson, suponiendo que las intensidades de utilización del factor trabajo de los respec-

tivos sectores son iguales en los dos países, se cumple que (Wagner y Hlouskova, 2004; Égert et al., 2005):

$$d\pi_{SEC} = \frac{\beta}{\gamma} (\hat{A}_T - \hat{A}_T^*) - (\hat{A}_N - \hat{A}_N^*) \quad (5)$$

donde el signo circunflejo indica tasa de variación de los correspondientes parámetros.

La expresión (5) mide el efecto de Baumol y Bowen (1966), y establece que el exceso de inflación en el sector N de un país, con respecto a un área externa, se explica por la buena dinámica, en términos de productividad relativa de su sector T , de ese país con respecto al área externa. La explicación es sencilla: los incrementos de productividad en el sector T conducen a aumentos salariales en ese sector; a continuación, como consecuencia de la movilidad intersectorial de la mano de obra, o como resultado de que las negociaciones salariales tienen lugar a nivel nacional, los aumentos de los salarios se transmiten al sector N . El paso siguiente es que las empresas de este último sector trasladan los incrementos de salarios a aumentos de precios de sus propios productos a fin de mantener su margen de beneficio. El resultado final es, pues, un diferencial de inflación sectorial a favor del país que tiene un sector T más productivo como consecuencia, entre otras cosas, a los esfuerzos que este último realiza en innovación y aplicación de nuevas tecnologías.

Supongamos ahora que, en cada país o zona, los índices de precios son combinaciones exponenciales de los índices de precios de los dos sectores nacionales:

$$P = P_N^\lambda P_T^{1-\lambda} \quad (6)$$

$$P^* = P_N^{*\lambda} P_T^{*(1-\lambda)} \quad (7)$$

donde los parámetros λ y $(1 - \lambda)$ representan las ponderaciones de los bienes N y T en la cesta de la compra, y se suponen que valen lo mismo en cada país.

Reescribiendo las ecuaciones (6) y (7) en términos de tasas de inflación y combinando con (5), es fácil llegar a la ecuación (De Gregorio, 2007, capítulo 9):

$$\hat{Q} = \frac{\lambda\beta}{\gamma} (\hat{A}_T - \hat{A}_T^*) - (\hat{A}_N - \hat{A}_N^*) \quad (8)$$

La expresión (8) mide el efecto de Balassa-Samuelson (Balassa, 1964; Samuelson, 1964), según el cual los países en los que el sector T registra avances relativamente intensos en la productividad de sus factores tendrán tipos e cambio reales que se aprecian con el paso del tiempo. Pero, igual como sucede con las tasas de inflación, esas apreciaciones constituyen un resultado de equilibrio y, por ello, no perjudican ni la competitividad del país ni el saldo de su balanza comercial.

En sus respectivos artículos de 1964, Bela Balassa y Paul Samuelson resaltaron que, en concordancia con (5) y (8), los países relativamente más ricos tienden a tener unos niveles de precios y unos tipos de cambio reales más altos que los países relativamente más pobres. Para llegar a esta deducción, basta con recordar las fuentes del crecimiento y, a continuación, suponer que los incrementos de productividad total de los factores se dan, fundamentalmente, en los sectores de bienes comercializables de los distintos países.

Con funciones de producción agregada Cobb-Douglas, el crecimiento de la renta por habitante de un país (\hat{Y}/L) es igual al progreso tecnológico (o sea, el aumento de la productividad total de sus factores, \hat{A}) más la participación de la retribución del capital en el PIB (α_k) multiplicada por la tasa de crecimiento del capital por habitante:

$$\left(\frac{\hat{Y}}{L}\right) = \hat{A} + \alpha_k \left(\frac{\hat{K}}{L}\right) \quad (9)$$

Suponiendo una expresión como la (9) para cada país, y que el progreso tecnológico del sector comercializable es una proporción τ del progreso tecnológico total en cada uno de los países⁷ ($\hat{A}_T = \tau \hat{A}$, $\hat{A}_T^* = \tau \hat{A}^*$, $\tau < 1$), se tendrá:

$$\left(\frac{\hat{Y}}{L}\right) = \frac{1}{\tau} \hat{A}_T + \alpha_k \left(\frac{\hat{K}}{L}\right), \left(\frac{\hat{Y}^*}{L^*}\right) = \frac{1}{\tau} \hat{A}_T^* + \alpha_k^* \left(\frac{\hat{K}^*}{L^*}\right) \quad (10)$$

Por lo que:

$$\hat{A}_T = \tau \left(\frac{\hat{Y}}{L}\right) - \tau \alpha_k \left(\frac{\hat{K}}{L}\right), \hat{A}_T^* = \tau \left(\frac{\hat{Y}^*}{L^*}\right) - \tau \alpha_k^* \left(\frac{\hat{K}^*}{L^*}\right) \quad (11)$$

Sustituyendo en (8) y suponiendo que tanto los segundos términos de la derecha de las expresiones (11) como los avances tecnológicos de los sectores N alcanzan valores similares en cada país, obtenemos:

$$\hat{Q} = \frac{\lambda \beta}{\gamma} \tau \left[\left(\frac{\hat{Y}}{L}\right) - \left(\frac{\hat{Y}^*}{L^*}\right) \right] \quad (12)$$

La ecuación anterior, en términos absolutos expresados con logaritmos neperianos, es⁸:

$$q = \varphi (y - y^*) \quad (13)$$

donde q , y , y^* , son los logaritmos neperianos del tipo de cambio real y de las rentas por habitante del propio país y de la zona extranjera, respectivamente. El coeficiente φ mide la elasticidad del tipo de cambio real con respecto a la renta por habitante relativa, y es igual a:

$$\varphi = \frac{\lambda \beta}{\gamma} \tau \quad (14)$$

Esa elasticidad estará muy cerca de cero cuando la participación de bienes N en la cesta de la compra (λ) es insignifi-

cante, o cuando los incrementos de la productividad en los sectores T no desempeñan ningún papel en el progreso tecnológico general de los países ($\tau = 0$). Pero en cualquier otro caso, la elasticidad es positiva aunque, por lo general, inferior a la unidad⁹.

De acuerdo con la expresión (13), los tipos de cambio reales, o lo que es lo mismo los cocientes entre los niveles de precios agregados nacional y extranjero, traducidos a la misma moneda mediante el tipo de cambio nominal corriente, tenderán a ser más altos en los países más ricos, una observación que Samuelson (1994) etiquetó con el nombre de «efecto Penn» debido a que podía contrastarse directamente utilizando los datos de las Penn World Tables de la Universidad de Pensilvania.

4. Análisis empírico

4.1. Una valoración descriptiva

Como prueba descriptiva de que el diferencial medio de inflación a favor de España, y la variación del tipo de cambio real de nuestro país con respecto a la EZ durante los años 1999-2007 no fueron causados por una conjunción favorable de las productividades de los sectores T y N , examinamos hasta qué punto los datos macroeconómicos de los años en cuestión satisfacen el efecto Baumol y Bowen y la hipótesis de Balassa-Samuelson. Para ello, utilizamos los datos de inflación y de crecimiento de las productividades sectoriales reflejados en la tabla 1. Además, tenemos presente que las tasas anuales medias de inflación de dicho periodo, elaboradas con el índice armonizado de precios al consumo, fueron 3,3% para España y 2,2% para la zona euro. La diferencia de estas tasas nos da la variación anual media del tipo de cambio real de la economía española con respecto a la zona euro. Para aplicar las ecuaciones (4), (5) y (8) asignamos a los parámetros β , γ y λ unos valores dentro de los rangos que aporta la literatura empírica. Suponemos que valen 0,7, 0,4 y 0,3, respectivamente¹⁰.

Los resultados se ofrecen en la tabla 2. Como puede constatarse, durante el periodo 1999-2007, España experimentó un exceso medio de inflación intersectorial de 1,85 puntos anuales, y un exceso de apreciación del tipo de cambio real de 0,68 puntos anuales, con respecto a la zona euro. El primero de esos resultados confirma claramente que la tasa de inflación relativamente elevada en España durante el periodo de análisis tuvo su origen principal en el sector de bienes

7. Bergin et al. (2006) consideran un orden causal inverso al habitual, según el cual en primer lugar ciertos bienes - independientemente de su naturaleza - desarrollan procesos tecnológicos (y, por lo tanto, avances de productividad) más avanzados y, como consecuencia de esto, evolucionan hacia la comercialidad. Tomando esta idea como fundamento, su modelo deriva un efecto Balassa-Samuelson de manera endógena. Está basado en teorías recientes del comercio internacional que resaltan el papel de los costes de transporte. En cualquier caso, esto no modifica la lógica de nuestra deducción matemática.

8. Obsérvese que derivando (13) con respecto al tiempo obtenemos (12).

9. La intensidad de la mano de obra del sector N (β) es mayor que la del sector T (γ); pero los órdenes de magnitud de λ y de τ (los dos menores que uno) contribuyen a que el producto sea, por lo general, menor que la unidad.

10. Recuérdese que los parámetros β y γ miden la intensidad de utilización del factor trabajo en los sectores N y T , respectivamente, de la función de producción Cobb-Douglas, y que cada uno de ellos ha de ser positivo y menor que la unidad. Es bien conocido que el sector N es más intensivo en mano de obra que el sector T . Por otro lado, el parámetro λ refleja el peso de los bienes no comercializables en la cesta de la compra que, como es sabido, es positivo e inferior al de los bienes comercializables. Los valores $\beta = 0,7$, $\gamma = 0,4$ y $\lambda = 0,3$ captan bien estas ideas y se encuentran dentro de la gama de valores comúnmente aceptados en los modelos que trabajan con este tipo de funciones.

Tabla 2 Los efectos Baumol-Bowen y Balassa-Samuelson de la economía española con respecto a la zona euro, 1999-2007 (puntos porcentuales. Valores medios anuales)

	Cálculo del efecto Baumol-Bowen (B-B)	Cálculo del efecto Balassa-Samuelson (B-S)
(I). Diferencial de inflación intersectorial: $d\pi_{SEC}$ Ecuación (4)		0,10
(II). Conjunción de productividades del lado derecho de la ecuación (5)	-1,75	
(III). Variación del tipo de cambio real (con precios al consumo) frente a la zona euro: \hat{Q}		1,10
(IV). Conjunción de productividades del lado derecho de la ecuación (8)		0,42
Exceso de inflación intersectorial, (I) - (II) para el efecto B-B, o de aumento del tipo de cambio real, (III) - (IV), para el efecto B-S	1,85	0,68

Fuente: elaboración propia, teniendo en cuenta los valores de la tabla 1, los valores acordados a los parámetros β , γ , λ y las ecuaciones (4), (5) y (8).

no comercializables. El segundo resultado es complementario del primero, y constituye un signo inequívoco de que el tipo de cambio real de la economía española se situó en niveles de sobrevaloración si aceptamos que en el momento de adopción del euro dicha variable se encontraba en un nivel cercano al equilibrio. El análisis econométrico que realizamos a continuación permite evaluar este desalineamiento de manera más rigurosa, si bien, por la naturaleza de los datos que emplea (los que ofrecen las Penn Tables), la zona de referencia externa ahora no será la EZ sino el resto del mundo.

4.2. Estimación del efecto Penn

Desde la pertenencia a la UEM, la sobrevaloración del tipo de cambio real de la economía española no solamente se produjo con respecto a los países de la zona euro, sino también frente al resto del mundo. En esta sección analizamos el grado de sobrevaloración con respecto al resto de países, estimando la ecuación (13) con datos de las *Penn World Tables*. Los «niveles» de precios que presentan estas tablas fueron construidos por Summer y Heston (1991) utilizando cestas o conjuntos de productos similares para todos los países de la muestra valorados en dólares, lo cual facilita las comparaciones entre países en términos absolutos¹¹. Esa propiedad permite estimar la ecuación (13), cuyas variables se miden en logaritmos de valores absolutos, siguiendo el procedimiento de Rogoff (1996), aplicado también posteriormente por Frankel (2006, 2007, 2008), Ferguson y Schularick (2009), Subramanian (2010), Bergin et al. (2006), Frensch (2006), Cheung et al. (2007), Frensch y Schmillen (2011) y Cheung et al. (2010), entre muchos otros.

Para estimar la ecuación (13) utilizamos datos anuales de sección transversal de los 139 países, con niveles de desarrollo muy diferentes, que presentan las tablas, y que detallamos en el anexo de este artículo. Realizamos estimaciones para cada uno de los años del periodo 2000-2009. El año úl-

timo viene impuesto por la disponibilidad de datos de las tablas. De ese modo, podemos calcular los valores teóricos de equilibrio de los tipos de cambio reales desde el primer año de funcionamiento de la UEM y analizar el impacto de la crisis financiera mundial sobre los mismos.

La utilización de datos de corte transversal está especialmente aconsejada porque, tal y como justifican Samuelson (1994) y Bergin et al. (2006), el efecto Penn requiere relacionar niveles de precios agregados e ingresos por habitante de una amplia y diversificada muestra de países en un momento dado. Establece que los niveles de precios agregados, expresados en una moneda común mediante los tipos de cambio corrientes, suelen ser mayores en los países relativamente más ricos.

La ecuación que estimamos para contrastar el efecto Penn, derivada de (13), es:

$$q_i = c + \varphi(y_i) + \varepsilon_i \quad (15)$$

donde q_i es el logaritmo del tipo de cambio real del país i con respecto a los Estados Unidos —el país que se toma como referencia— calculado con los niveles de precios que elabora la *Penn World Tables*. La variable y_i es el logaritmo del cociente de los PIB por habitante del país i y de Estados Unidos, respectivamente, expresados ambos en unidades de paridad de poder adquisitivo; ε_i es el término error con las propiedades estadísticas habituales. El coeficiente φ mide la sensibilidad del tipo de cambio real a las variaciones del PIB real por habitante relativo. Teniendo en cuenta que el efecto Penn postula una relación positiva entre las dos variables, y recordando las consideraciones expuestas más arriba sobre sus componentes, el coeficiente φ debe ser positivo y menor que la unidad. Los resultados de las regresiones, aplicando mínimos cuadrados ordinarios, se presentan en la tabla 3.

Como puede verse, el coeficiente φ es muy significativo, tiene el signo correcto, y unos valores que están dentro del rango esperado. Así, por ejemplo, el valor estimado de φ para el año 2009 indica que un incremento de 1% en el PIB real por habitante de un país por encima de la media de los PIB reales por habitante del resto del mundo (representado aquí por otros 138 países), conduce a una apreciación del tipo de cambio real de aproximadamente 0,21% con respecto a la media mundial.

Las estimaciones de la tabla 3 presentan una peculiaridad que debemos resaltar. El rango de valores del coeficiente φ

11. Por el contrario, cuando los precios nacionales están calculados en índices, las comparaciones entre países solo se pueden hacer en términos relativos. Por ejemplo, la comprobación de si se cumple o no la paridad de poder adquisitivo, cuando las variables se presentan en forma de índices, ha de hacerse necesariamente en términos de tasas de variación de los precios y de los tipos de cambio nominales.

Tabla 3 Estimación del efecto Penn $q_i = c + \varphi(y_i) + \varepsilon_i$.
Varios años

Variable dependiente: q_i Variable explicativa: y_i Número de observaciones: 139				
	2000	2007	2008	2009
c	-0,344 (-6,198)	-0,071 (-1,582)	-0,097 (-2,175)	-0,081 (-1,770)
φ	0,186 (8,347)	0,221 (11,639)	0,203 (10,632)	0,205 (10,207)
R ²	0,337	0,497	0,452	0,432
DW	1,984	2,089	2,050	2,146

Los números entre paréntesis indican el valor del estadístico t.

aumenta significativamente entre el año inicial y los tres últimos años. Este resultado concuerda con la conclusión de Bergin et al. (2006) según la cual el efecto Penn adquiere más vigor progresivamente con el paso del tiempo. De hecho, estos autores, realizando estimaciones de sección transversal con datos de cada cinco años, obtuvieron que el valor del coeficiente φ llega a multiplicarse por cuatro en el transcurso del periodo 1950-2000. Su explicación es que, con el paso del tiempo, el grado de comerciabilidad de los bienes en todos los países aumenta endógenamente. Obsérvese que nuestras deducciones teóricas dan cabida a este fenómeno, pues un aumento del grado de comerciabilidad, causado por el progreso tecnológico, implica una mayor participación de \hat{A}_τ en \hat{A} . Esto refleja un aumento del coeficiente τ que, a su vez y según la fórmula (20), incrementa el valor de φ .

A efectos de ilustración, las figuras 7 y 8 representan las rectas que se ajustan a las nubes de puntos de los 139 países con datos del año inicial (2000) y del año final (2009).

Esas rectas nos dan los valores de equilibrio de los tipos de cambio reales (\bar{q}_i) para cada valor del PIB por habitante relativo. En las nubes de puntos de cada figura hemos identificado el punto que corresponde a España y, a efectos de comparación, también hemos resaltado el de China. Aplicando la metodología de Frankel (2006), podemos estimar el grado de desalineamiento del tipo de cambio real midiendo la distancia vertical de cada punto con respecto a la recta del ajuste. Esa distancia, igual a la diferencia ($q_i - \bar{q}_i$), indica el porcentaje de desalineamiento. Cuando es positiva, el tipo de cambio real es más elevado que el valor de equilibrio, indicando que está sobrevalorado y, cuando es negativa, el diagnóstico es que el tipo de cambio real está infravalorado.

Para el caso de la economía española, la estimación del año 2000 indica que en el primer año de la adopción del euro el tipo de cambio real estaba muy cerca de su valor de equilibrio —confirmando nuestro supuesto en el análisis descriptivo—, pues tenía una infravaloración de apenas 0,1%. Sin embargo, en 2009, el tipo de cambio real alcanzó una sobrevaloración de casi 19%. A efectos puramente comparativos, obsérvese que China ilustra el caso opuesto; o sea, el de una economía cuyo tipo de cambio real permanece infravalorado en cada uno de los ajustes.

La figura 9 representa la evolución del grado de sobrevaloración del tipo de cambio real de la economía española entre los años 2000 y 2009. Como puede constatar, la so-

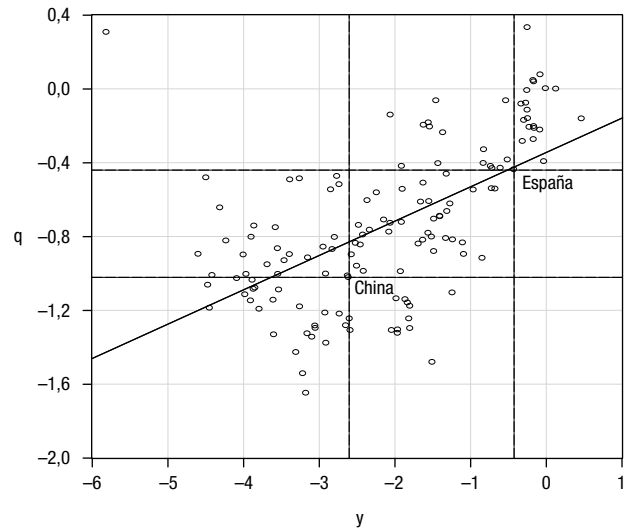


Figura 7 Efecto Penn. 139 países. Año 2000.

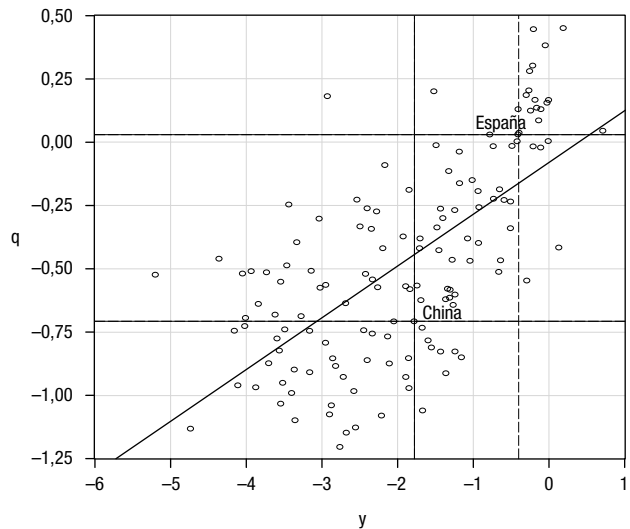


Figura 8 Efecto Penn. 139 países. Año 2009.

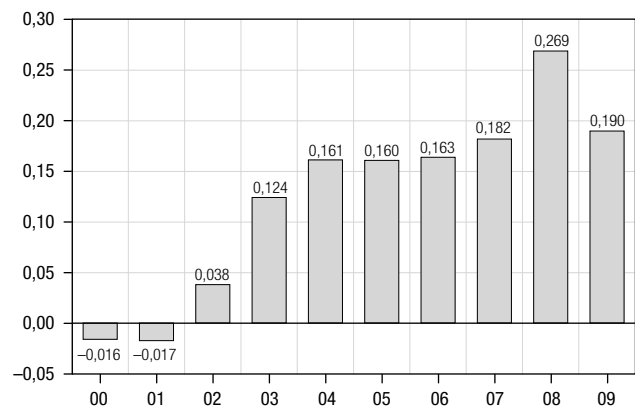


Figura 9 Desalineamiento del tipo de cambio real de la economía española según el efecto Penn, para una muestra de 139 países. Valores en tanto por uno, 2000-2009.

Tabla 4 Estimación del efecto Penn, para países dentro de la franja de apertura de la economía española. $q_i = c + \varphi(y_i) + \varepsilon_i$. Varios años

Variable dependiente: q_i				
Variable explicativa: y_i				
Número de observaciones: 46				
	2000	2007	2008	2009
c	-0,313 (-2,717)	-0,091 (-1,198)	-0,131 (-1,748)	-0,056 (-0,712)
φ	0,156 (3,983)	0,198 (7,380)	0,191 (6,789)	0,216 (7,120)
R ²	0,265	0,553	0,512	0,535
DW	2,144	1,196	1,475	1,868
P ₃₃	61,33	65,61	68,95	58,38

Los números entre paréntesis indican el valor del estadístico t. La última fila ofrece el valor máximo de apertura en el grupo de países menos abiertos (percentil 33).

La muestra incluye los países con apertura externa baja; o sea, aquellos con apertura inferior al percentil 33 de la distribución de la variable apertura externa. España pertenece a ese grupo.

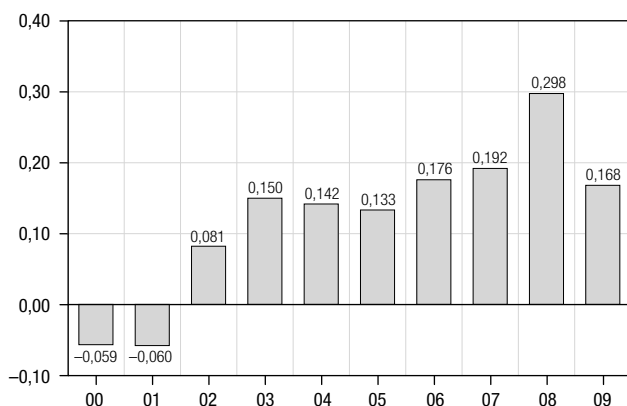


Figura 10 Desalineamiento del tipo de cambio real de la economía española según el efecto Penn para economías de baja apertura externa (46 países). Valores en tanto por uno, 2000-2009.

brevaloración aumenta de manera ininterrumpida hasta el año 2008, experimentando saltos importantes en 2003 y 2008. En 2009 se reduce considerablemente como consecuencia de la moderación del crecimiento de precios y salarios provocada por la crisis económica.

En el modelo teórico referido al efecto de Balassa-Samuelson se supone que los países tienen estructuras productivas parecidas y que el peso del sector de bienes comercializables es el mismo en todos ellos, lo que implica grados de apertura externa muy similares. Dado que esto no sucede en la amplia y diversa muestra de países que entran en el análisis empírico, y que por consiguiente esta diversidad podría influir en los resultados empíricos, decidimos dividir la muestra en tres conjuntos de países agrupados según el tamaño de apertura externa: aperturas baja, mediana y alta. El grupo de apertura baja incluye a los países que se en-

cuentran por debajo del percentil 33 de la distribución de la variable apertura externa. En él se encuentra España, con una apertura promedio, para el periodo 2000-2009, igual a 57,2%. A continuación, calculamos el efecto Penn en el marco de los 46 países de este grupo, así como el grado de desalineamiento del TCR de la economía española en cada año de la muestra. Los resultados se ofrecen en la tabla 4 y la figura 10, respectivamente.

La tabla 4 confirma la calidad de las estimaciones que obtuvimos para la población de 46 países. La pendiente es positiva e inferior a la unidad (valores entre 0,15 y 0,21), dentro del rango aceptado en la literatura, y muy significativa en cada año. Además, se observa una clara tendencia al alza con el transcurso de los años, igual que en las regresiones de la tabla 3. En lo que respecta a la evolución del grado de desalineamiento del TCR, de nuevo apreciamos una tendencia creciente, iniciada en 2002, que alcanza su máximo en 2008 y desciende en 2009 como consecuencia de la crisis económica. Dentro de este grupo más homogéneo en apertura externa, la sobrevaloración máxima del TCR en 2008 (aproximadamente el 30%) supera a la que se obtiene en la muestra completa de países (27%). Y ese desalineamiento desciende más en 2009 (se situó en 17%) que en el total de la muestra (19%).

Hemos verificado que el análisis Penn revela, en cada muestra, un grado de sobrevaloración del TCR español superior al del análisis descriptivo. Esto puede deberse no solo a las diferencias que existen entre una metodología y otra, sino también a la zona exterior que se toma como contrapartida (resto de la zona euro, y resto del mundo, respectivamente) varía mucho de un caso al otro. De todos modos, ambos análisis coinciden en desvelar un proceso de sobrevaloración continua del TCR de la economía española desde la adopción del euro hasta el estallido de la crisis financiera.

5. Consideraciones finales y prescripciones de política económica

De acuerdo con nuestras estimaciones del efecto Penn, el año en que estalló la crisis financiera internacional el tipo de cambio real de la economía española acumulaba una sobrevaloración de aproximadamente 18% frente al resto del mundo. Ese desequilibrio aumentó hasta 27-29% en el año 2008, principalmente como consecuencia de la rigidez de los salarios reales, lo cual contribuyó a agravar, todavía más, la situación macroeconómica de nuestro país.

La crisis económica internacional impuso fuertes restricciones de crédito y una elevación de los costes de financiación. Además, ensombreció drásticamente las expectativas económicas de las familias y de las empresas. Como consecuencia directa, se produjo un fuerte desplome de la demanda interna, el estallido de la burbuja inmobiliaria y un notable retroceso de las cotizaciones bursátiles. La caída generalizada de los precios de los activos generó, a su vez, fuertes disminuciones de la riqueza en los hogares y las empresas, que acentuaron, todavía más, el freno de las decisiones de gasto. Y como la crisis es mundial, la recesión en los países extranjeros provocó una disminución de las ventas españolas en el exterior. La figura 11 representa los efectos que, de acuerdo con el modelo TNT, cabía esperar de la

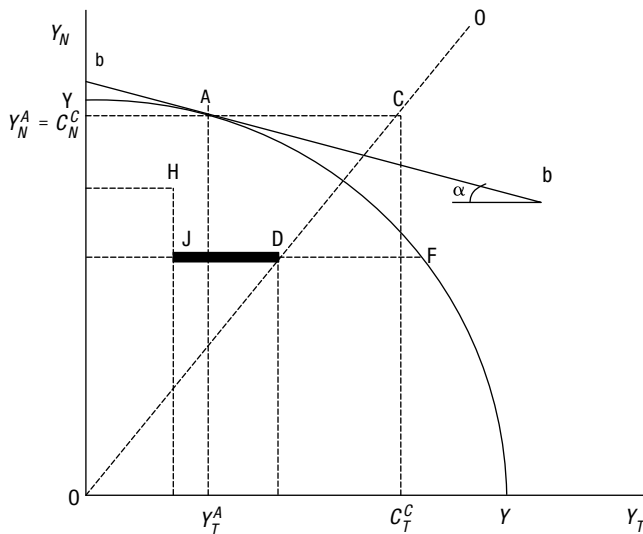


Figura 11 Impacto de la crisis económica en el marco del modelo TNT.

caída de la demanda interna a partir de la situación inicial descrita en la figura 6.

El retroceso de la demanda interna hizo descender el punto de gasto desde el punto C al punto D, a lo largo de la línea OO. Si los precios y salarios hubieran sido totalmente flexibles a la baja, y la movilidad intersectorial del trabajo hubiera sido perfecta, el defecto de demanda en el sector N hubiera provocado una disminución del precio de sus bienes (la necesaria para re-equilibrar el mercado de bienes N) y, por lo tanto, un aumento de la relación de precios, P_T/P_N , directamente relacionada con el valor del ángulo α , que hubiera situado la producción en el punto F. El libre funcionamiento de los mercados hubiera facilitado una reasignación de los recursos y un cambio en la composición de la producción, a favor del sector T y en contra del sector N, sin incurrir en aumentos del desempleo. Además, el déficit comercial inicial se habría tornado en un superávit indicado por el segmento DF.

Sin embargo, la rigidez a la baja de precios y salarios y la movilidad muy limitada de la mano de obra hicieron que la relación de precios P_T/P_N no solo no aumentara sino que disminuyera en 2008 (en consonancia con el fuerte aumento del tipo de cambio real al que nos hemos referido un poco más arriba), y que se redujera la producción y el empleo en cada uno de los dos sectores. Los datos macroeconómicos de 2008 y 2009 indican que la producción se movió hacia abajo y hacia la izquierda, situándose en un punto como el H. De esa manera, en el sector N se registró un exceso de producción reflejado en el segmento HJ, y en el sector T un exceso de demanda representado por el segmento JD. Este último segmento mide el nuevo saldo comercial, que sigue siendo deficitario, pero en menor medida que en la situación del año 2007 como consecuencia de la fuerte reducción de las importaciones inducida por la caída de la demanda.

El análisis teórico y empírico realizado en este trabajo indica que en 2009 las autoridades españolas se enfrentaban a un doble desafío. El primero consistía en acercar lo antes posible el TCR a su valor de equilibrio, lo que implicaba devaluar su nivel corriente en un montante entre 17% y 19% frente al resto del mundo, para que la economía española

recupere la competitividad perdida durante los últimos diez años. Dado que la devaluación externa no es posible, la manera más rápida y menos costosa para lograrlo sería mediante un pacto entre todos los agentes sociales para reducir precios, salarios y márgenes de beneficio. Dado que la devaluación del tipo de cambio nominal no era posible (ni lo es ahora), la manera más rápida y menos costosa para lograrlo era mediante un pacto entre todos los agentes sociales para reducir precios, salarios y márgenes de beneficio. Como esto no se pudo hacer, estamos sufriendo una devaluación real impuesta por un largo y costoso camino de ajustes y recortes. Lógicamente, una mayor movilidad laboral, funcional y geográfica, reduciría los sacrificios. Los últimos datos (diciembre de 2012) apuntan a que una buena parte de la necesaria devaluación interna ya se ha realizado.

El segundo desafío es completar las reformas estructurales y lograr un sistema productivo donde el sector de bienes comercializables tenga una presencia mucho mayor.

En términos de la figura 11, el éxito en estos dos desafíos consistiría, por un lado, en aumentar el ángulo α (el valor de su tangente trigonométrica es aproximadamente la inversa del tipo de cambio real) para que la tangencia de la recta bb' se produzca en el punto F, y, por otro lado, en conseguir que el punto de producción pase de H a F. Todo ello sin olvidar la necesidad de incrementar el progreso tecnológico y la productividad, especialmente en el sector T, para que la curva de transformación se desplace hacia la derecha. Como hemos demostrado a lo largo de este trabajo, esta última circunstancia permitiría aumentar la renta por habitante y mejorar sustancialmente el saldo de la balanza comercial. En nuestra opinión, las medidas que está adoptando el Gobierno español en los últimos trimestres, orientadas obcecadamente a reducir el déficit público en un tiempo récord, a base de ajustes y recortes, si bien están eliminando la sobrevaloración del TCR, no contribuyen a la recuperación económica porque contraen la demanda y no afrontan ni resuelven los problemas de fondo anteriormente analizados.

Anexo

A.1. Relación de países utilizados en la estimación del Efecto Penn

Albania, Algeria, Alemania, Angola, Antigua República Yugoslava de Macedonia, Arabia Saudita, Argentina, Armenia, Australia, Austria, Bangladesh, Bélgica, Belice, Benín, Bolivia, Brasil, Bulgaria, Burkina Faso, Burundi, Bután, Cabo Verde, Camboya, Camerún, Canadá, Chad, Chile, China, Chipre, Colombia, Costa de Marfil, Costa Rica, Croacia, Dinamarca, Dominica, Egipto, Eslovenia, España, Estados Unidos, Estonia, Etiopía, Federación de Rusia, Filipinas, Finlandia, Fiyi, Francia, Gabon, Gambia, Georgia, Ghana, Granada, Grecia, Guatemala, Guinea-Bissau, Guinea Ecuatorial, Guyana, Haití, Honduras, Hungría, India, Indonesia, Irlanda, Islandia, Islas Salomón, Israel, Italia, Jamaica, Japón, Jordania, Kazakstán, Kenia, Lesoto, Letonia, Lituania, Luxemburgo, Madagascar, Malasia, Malawi, Mali, Malta, Marruecos, Mauricio, Mauritania, México, Moldavia, Mongolia, Mozambique, Nepal, Nicaragua, Níger, Nigeria, Noruega, Nueva Zelanda, Países Bajos, Papúa Nueva Guinea, Paquistán, Paraguay, Perú,

Polonia, Portugal, Reino Unido, República Árabe Unida, República Árabe Siria, República Bolivariana de Venezuela, República Checa, República de Corea, República de Kirguistán, República de Yemen, República del Congo, República Democrática del Congo, República Democrática Popular Lao, República Dominicana, República Eslovaca, República Islámica de Irán, Ruanda, Rumanía, Samoa, San Cristóbal y Nieva, Santa Lucía, Senegal, Sierra León, Singapur, Sri Lanka, Sudáfrica, Sudán, Suecia, Suiza, Surinam, Swazilandia, Tailandia, Tanzania, Togo, Tonga, Trinidad y Tobago, Túnez, Turquía, Uganda, Uruguay, Vanuatu, Vietnam, Zambia.

Financiación

Los autores agradecen la ayuda financiera de la Fundación Séneca, «Ayudas para la realización de proyectos de investigación en Humanidades y Ciencias Sociales», proyecto 15183/PHCS/10.

Bibliografía

- Balassa, B., 1964. The purchasing power parity doctrine: a reappraisal. *Journal of Political Economy* 72, 584-596.
- Baumol, W., Bowen, W., 1966. Performing arts: The economics dilemma. Twentieth Century Fund, Nueva York.
- Bergin, P., Glick, R., Taylor, A.M., 2006. Productivity, tradability, and the long-run price puzzle. *Journal of Monetary Economics* 53, 2041-2066.
- Cheung, Y.W., Chinn, M.D., Fujii, E., 2007. The overvaluation of renminbi undervaluation. *Journal of International Money and Finance* 26, 762-785.
- Cheung, Y.W., Chinn, M.D., Fujii, E., 2010. Measuring misalignment: Latest estimates for the Chinese renminbi. En: Simon Evenett (Ed.), *The US-sino currency dispute: New insights from economics, politics and law*. A VoxEU.org Publication, Cap. 10, pp. 79-90.
- Corden, W.M., 1960. The geometric representation of policies to attain internal and external balance. *Review of Economic Studies* 28, 1-22.
- De Gregorio, J., 2007. *Macroeconomía. Teoría y política*. Ed. Pearson/Prentice Hall, México.
- Dornbusch, R., 1974. Real and monetary aspects of the effects of exchange rate changes. En: Aliber, R.Z. (Ed.), *National monetary policies and the international financial system*. University of Chicago Press, Chicago, pp. 64-81.
- Égert, B., Halpern, H., MacDonald, R., 2005. Equilibrium exchange rates in transition economies: Taking stock of the issues. *Review of Economic Surveys* 20, 257-324.
- Estrada, A., Jimeno, J.F., Malo de Molina, J.L., 2009. La economía española en la UEM: los diez primeros años. Banco de España, Documentos Ocasionales, N.º 0901.
- Ferguson, N., Schularick, M., 2009. The end of chimerica. Working Paper 10-037, Harvard Business School, October.
- Frankel, J.A., 2006. On the yuan: The choice between adjustment under a fixed exchange rate and adjustment under a flexible rate. *CESifo Economic Studies*, Múnich, Vol. 52, n.º 2, Oxford University Press, 246-275.
- Frankel, J.A., 2007. On the rand: Determinants of the South African exchange rate. *South African Journal of Economics* 75-3, 425-441.
- Frankel, J.A., 2008. New estimation of China's exchange rate regime. En: Chinn, M. (Ed.), *China's impact on the global economy*. Pacific Economic Review, Wiley, special issue.
- Frensch, R., 2006. Balassa-Samuelson, product differentiation and transition. Working Papers 266, November, Osteuropa-Institut München.
- Frensch, R., Schmillen, A., 2011. The Penn effect and transition: The new EU member states in international perspective. Working Papers 295, February, Osteuropa-Institut München.
- García Solanes, J., 1981. Análisis de los costes que comporta la integración monetaria para un país pequeño. *Investigaciones Económicas* 16, 85-106.
- García Solanes, J., 1983. Algunos síntomas de sobrevaluación del tipo de cambio de la peseta. *Información Comercial Española* 545, 47-54.
- García Solanes, J., 2010. Comments on "The relationship between mortgage markets and house prices: Does financial instability make the difference?" by S. Carbó and F. Rodríguez. *Moneda y Crédito* 230, 145-156.
- Rogoff, K., 1996. The purchasing power parity puzzle. *Journal of Economic Literature* 34, 647-668.
- Salter, W.E.G., 1959. Internal and external balance: The role of price and expenditure effects. *Economic Record* 35, 226-238.
- Samuelson, P.A., 1964. Theoretical notes on trade problems. *Review of Economics and Statistics* 46, 145-154.
- Samuelson, P.A., 1994. Facets of Balassa-Samuelson thirty years later. *Review of International Economics* 2, 201-226.
- Subramanian, A., 2010. New PPP-Based estimates of renminbi undervaluation and policy implications. Policy Brief PB10-18, Peterson Institute for International Economics, April, Washington, DC.
- Summer, R., Heston, A., 1991. The Penn world table (mark 5): An expanded set of international comparisons. *Quarterly Journal of Economics* 106, 327-368.
- Swan, T.W., 1960. Economic control in a dependent economy. *Economic Record* 36, 51-66.
- Wagner, M., Hlouskova, J., 2004. What's really the story with this Balassa-Samuelson effect in the CEECs? Working Paper 04-16. Department of Economics, University of Bern.